ODHAD MZDOVÉ SRÁŽKY ZA MATEŘSTVÍ V ČESKÉ REPUBLICE

Martina Žofková, Dominik Stroukal, Vysoká škola ekonomická v Praze

1. Úvod

Zatímco diskriminaci žen na trhu práce je věnována i v České republice velká pozornost (Brožová, 2006; Mysíková, 2012), problematice mzdové srážky za mateřství (motherhood wage penalty), tedy fenoménu nižších mezd u žen s dětmi oproti ženám bezdětným, byla věnována pozornost malá. V zahraničí však vzniklo již mnoho prací, které přesvědčivě ukázaly, že mzdová srážka za mateřství skutečně existuje a není nevýznamná. Například Waldfogel (1998) ukazuje, že zatímco se v 80. a 90. letech ve Spojených státech amerických snižoval rozdíl ve mzdách mezi muži a ženami, rozdíl ve mzdách mezi matkami a bezdětnými ženami se naopak zvětšoval. V práci dokonce uvádí, že v roce 1991 byl větší rozdíl mezi platy matek a bezdětných žen, než rozdíl mezi platy žen a mužů. To dokládá, že mzdová srážka za mateřství je ekonomickým fenoménem, který je třeba brát vážně.

Při výzkumu na datech z let 1982–1993 pro Spojené státy americké naměřily Budig a England (2001) srážku ve výši 7%. Námitce, že se jedná pouze o fenomén specifický pro Spojené státy americké, odporuje fakt, že tento jev byl pozorován i v dalších zemích OECD. Například ve Velké Británii bylo zjištěno, že zatímco bezdětné ženy mají oproti mužům o 16% nižší mzdu, mzdy matek se od mezd mužů liší až o 38% (Waldfogel, 1995). Srážka za mateřství byla zjištěna i ve Španělsku, kde proběhl výzkum na panelových datech z let 1994–2001, a to ve výši 9% (Molina a Montuenga, 2009). Dále byla srážka pozorována například ve finském soukromém sektoru, kde Napari (2007) zjistil, že velikost srážky se mění v závislosti na čase stráveném matkami mimo trh práce. Dle jeho závěrů se srážka snižuje s přibývajícím rokem, které matky stráví na trhu práce po návratu z mateřské dovolené. Dle pozorování českých ekonomů je český trh práce nejen v rozdílu mezi mzdami žen a mužů významně podobný trhům práce rozvinutých zemí (Gottvald, 2003).

Přesto lze očekávat odlišnosti. Gangl a Ziefel (2009) zkoumali rozdíly v mzdové srážce za mateřství napříč státy. Konkrétně šlo o výzkum na datech z poloviny 20. století pro Německo, Velkou Británii a Spojené státy americké. Výsledky jejich práce naznačují, že výše srážky je závislá na kulturních a institucionálních charakteristikách zemí, ve kterých je výzkum prováděn. Ve své práci odhadli srážku pro Německo ve výši 16–18%, pro Velkou Británii ve výši 13% a pro Spojené státy americké ve výši 9%. Dále zjistili, že zatímco velkou část srážky ve Spojených státech amerických

a ve Velké Británii lze přičíst času, který matky stráví mimo trh práce, a přesunu matek do zaměstnání, která jsou pro ně vstřícnější, v Německu se jim část srážky těmito způsoby vysvětlit nepodařilo, což připisují výraznějšímu diskriminačnímu chování vůči matkám.

Existují také studie, které existenci mzdové srážky za mateřství neprokázaly. Je to například práce Albrechta et al. (1999), která se zabývá vztahem mezi přerušením kariéry a následnou výší mzdy po návratu na trh práce. Za použití dat ze švédského statistického úřadu autoři zjišťovali, jaký vliv na mzdu mají různé typy přerušení pracovní kariéry. Konkrétně zjistili, že mateřská dovolená, na rozdíl od jiných druhů odchodu z trhu práce, které mají převážně negativní vliv na mzdu, nemá žádný vliv na mzdu, kterou ženy obdrží po svém návratu na trh práce. Další zemí, kde nebyla srážka naměřena, je například Dánsko. Datta Gupta a Smith (2002) po ošetření nepozorované heterogenity v modelu došli k závěru, že děti podle jejich analýzy nemají negativní vliv na mzdy svých matek. Výsledky jejich práce dále naznačují, že narození dítěte sice vede k nižšímu růstu mezd matek v porovnání s bezdětnými ženami, ale toto zpomalení růstu se podle nich projevuje pouze krátkodobě.

Existují tedy jak práce, které existenci srážky potvrzují, tak i takové, které tento jev nepozorovaly. Výsledky prací mohou být ovlivněny jak tím, v jaké zemi a v jakém období byl výzkum prováděn, tak i typem použitých dat a metodami zkoumání. To je jedním z důvodů, proč věnovat tomuto tématu více pozornosti, zabývat se tímto fenoménem ve více zemích, vymyslet lepší metody zkoumání, porovnávat výsledky naměřené v jednotlivých zemích a zjišťovat důvody jejich odlišnosti. Podle Napariho (2007) se hrubý odhad srážky, to znamená srážka naměřená bez zahrnutí kontrolních proměnných, pohybuje nejčastěji mezi 10 a 20 %. Po započtení různých kontrolních proměnných do modelu se pak tento odhad většinou snižuje, v některých případech až mizí.

V této práci navazujeme na postup měření srážky za mateřství, který je nejčastěji používán v zahraničních pracích, a aplikujeme ho na data získána v České republice. Nejprve je pomocí metody nejmenších čtverců proveden hrubý odhad mzdové srážky za mateřství a následně je tento odhad dále opravován. Takto je možné naše výsledky mapující situaci v České republice porovnat se zahraničními výsledky.

2. Data¹

K následující analýze byla využita data o zaměstnaných ženách z internetového průzkumu WageIndicator, který v současné době zjišťuje platové podmínky v 70 zemích světa. Od roku 2009 se tohoto průzkumu účastní i Česká republika, která jej realizuje přes webovou stránku MujPlat.cz, která je provozována pracovním portálem JobDNES.cz ve spolupráci se Středoevropským institutem pro výzkum práce CELSI.

1 Použitá data byla získána prostřednictvím WageIndicator Foundation a byla použita s jejich svolením. WageIndicator Foundation nepřebírá zodpovědnost za analýzu dat či jejich interpretaci v této práci.

Data z tohoto průzkumu jsou k dispozici prostřednictvím institutu IZA sídlícím v Bonnu.

Jedná se o internetový průzkum, který je prováděn formou dotazníku. V České republice, na rozdíl od jiných zemí, kde byly v počátcích tohoto projektu používány klasické papírové dotazníky, je dotazník vyplňován respondenty pouze v elektronické formě za použití internetu. Na internetové stránky, kde průzkum probíhá, jsou potenciální respondenti lákáni především informacemi o mzdách, které jsou poskytovány zdarma. Návštěvníkům těchto stránek je nabízena možnost zúčastnit se průzkumu platových podmínek. Jsou upozorněni na to, že vyplněním tohoto dotazníku umožní zpřesnění informací, které jsou na těchto stránkách poskytovány. Dále jsou návštěvníci často lákáni na různé soutěže, kterých se vyplněním dotazníku automaticky zúčastní. Vyplnění dotazníku trvá od deseti do dvaceti minut. Pro detailnější informace o sběru dat viz Tijdens et al. (2010).

Nevýhodou těchto dat je především fakt, že jejich sběr není založen na náhodném výběru. Z toho důvodu zde existuje možnost self-selection.² Výhodou těchto dat naopak je, že se dotazník napříč zeměmi příliš neliší. To pak umožňuje především porovnatelnost výsledků prací, které na těchto datech staví, mezi státy.³

Získaná data pro Českou republiku mají charakter průřezových dat a pokrývají roky 2009 a 2010. Celkem jde o 3319 pozorování. V roce 2009 bylo realizováno více pozorování než v roce 2010, protože v tomto roce probíhala v médiích kampaň zaměřená na získání respondentů pro průzkum. Použitá data set obsahuje pouze aktivní ženy, které v době průzkumu byly v zaměstnaneckém poměru a pobíraly plat, nebo mzdu.

Jako vysvětlovaná proměnná byla v modelech využita zlogaritmovaná proměnná *wagenehr*, která udává čistou hodinovou mzdu v českých korunách. Jako vysvětlující proměnné byly využity tyto proměnné: *Age* udává věk respondentů, *firmsize* udává počet osob na pracovišti a *nrbreaks* udává, kolikrát respondent za svou pracovní kariéru opustil trh práce. Proměnná *tenuexpe* udává zkušenosti respondentů v letech.⁴ Konkrétně je tato proměnná zjištěna jako rok provedení průzkumu mínus rok nástupu do prvního zaměstnání. Veškeré tyto proměnné mají spíše pozitivní zešikmení. Dále jsou v modelech použity tyto dummy proměnné: *chld* (=1, pokud jedno nebo více dětí celkem), *chldoh* (=1, pokud jedno dítě ve společné domácnosti), *chldmh* (=1,

2 Můžeme tedy předpokládat, že dotazník vyplňují především lidé, kteří se zajímají o platové podmínky na trhu práce a využívají internet. Například Tijdens et al. (2010) uvádí, že studie zabývající se porovnáváním dat získaných z WageIndicator průzkumu a dat získaných statistickými úřady v jednotlivých zemích upozorňují především na nižší zastoupení respondentů pracujících na částečný úvazek, respondentů nad 55 let a respondentů s nižším vzděláním. Toto porovnání proběhlo například ve Spojených státech amerických, v Německu, Španělsku, Argentině a Brazílii. Pro Českou republiku toto srovnání zatím není k dispozici.

3 Rozsáhlý seznam publikací, které vznikly za použití těchto dat je možno dohledat na stránkách WageIndicator (2014).

4 Proměnné *age* a *tenuexpe* jsou podle očekávání silně korelované, protože obě nesou podobnou informaci. Korelační koeficient těchto proměnných byl zjištěn ve výši 0,93, což je velice silná korelace. Z tohoto důvodu zahrnujeme do modelů vždy jen jednu z těchto proměnných.

pokud dvě a více dětí ve společné domácnosti), *chldot* (=1, pokud jedno dítě celkem), *chldmt* (=1, pokud dvě a více dětí celkem), *nochld* (=1, pokud žádné dítě, použito jako referenční skupina), *eduhigh* (=1, pokud vzdělání podle klasifikace ISCED 50-61), *edumiddle* (=1, pokud vzdělání podle klasifikace ISCED 30-49), *edulow* (=1, pokud vzdělání podle klasifikace ISCED 0-29, použito jako referenční skupina), *evermarr* (=1, pokud v současné době nebo v minulosti vdaná), *publicsec* (=1, pokud pracuje ve veřejném sektoru), *part_time* (=1, pokud pracuje na zkrácený úvazek), *caofirm* (=1, pokud je mzda vyjednávána odbory), *foreignowned* (=1, pokud je vlastnictví firmy částečně či úplně zahraniční), *supvdich* (=1, pokud respondent pracuje na vedoucím postu), *year* (=1, pokud jde o pozorování z roku 2010).

Popisné charakteristiky použitých dat jsou uvedeny v tabulce 1.

Tabulka 1

Popisné charakteristiky dat

Proměnná	Mini- mum	Maxi- mum	Průměr	Standardní chyba	Q1	Medián	Q3
age	18	71	37,10	9,88	29	35	45
caofirm	0	1	0,39	-	-	-	-
eduhigh	0	1	0,34	-	-	-	-
edulow	0	1	0,01	-	-	-	-
edumiddle	0	1	0,65	-	-	-	-
firmsize	1	12	5,96	3,42	3	5	9
foreignowned	0	1	0,35	-	-	-	-
chld	0	1	0,49				
chldmh	0	1	0,21	-	-	-	-
chldmt	0	1	0,34	-	-	-	-
chldoh	0	1	0,19	-	-	-	-
chldot	0	1	0,14	-	-	-	-
evermarr	0	1	0,61	-	-	-	-
nochld	0	1	0,51	-	-	-	-
nrbreaks	0	15	0,64	1,04	0	0	1
part_time	0	1	0,05	-	-	-	-
publicsec	0	1	0,27	-	-	-	-
supvdich	0	1	0,30	-	-	-	-
tenuexpe	0	46	15,80	10,72	6	14	24
wagenehr	24,18	905,59	107,63	58,39	75,64	97,00	124,13
year	0	1	0,08	-	-	-	-
n = 3319							

3. Modely a výsledky

Po vzoru prací, které se mzdovou srážkou za mateřství zabývaly (viz např. Anderson, Binder a Krause, 2003), byl nejprve proveden hrubý odhad srážky. Tento základní model je ve tvaru

$$\ln(wagenehr)_i = \beta_0 + \beta_1 chldot_i + \beta_2 chldmt_i + \beta_3 age_i + \beta_4 sq(age)_i + \beta_5 year_i + u_i. \quad (1)$$

Srážka je pak dána koeficienty β_1 a β_2 . Koeficient β_1 vyčísluje srážku za jedno dítě, koeficient β_2 pak za dvě a více dětí. Pro odhady v tomto modelu byly použity dummy proměnné týkající se celkového počtu dětí, tzn. počet dětí bez ohledu na to, zda žijí s matkou ve společné domácnosti, či nikoli.⁵ Jako referenční skupina byla použita proměnná *nochld*.

Do modelu byl zahrnut dále věk respondentů a dummy proměnná charakterizující rok průzkumu. Jelikož byl model odhadován na datech, která zahrnovala veškeré ženy, tzn. nejen mladé ženy, byla do modelu zahrnuta i druhá mocnina proměnné *age*. V tomto směru můžeme totiž předpokládat spíše parabolický, konkávní tvar funkce.

Po odhadnutí základního modelu byla zjištěna průměrná hrubá srážka ve výši 7,1 % za jedno dítě a ve výši 13,38 % za dvě a více dětí. Tyto výsledky jsou srovnatelné s předchozími výzkumy. Parametry u proměnné *age* a *sq(age)* mají očekávaný směr působení a naznačují, že s přibývajícím věkem mzda nejdříve čím dál pomaleji roste a následně klesá.

Výsledky našich modelů se vyznačují poměrně nízkou hodnotou koeficientů determinace. Modely, které používají jako vysvětlovanou proměnnou mzdu, trpí obecně nízkými hodnotami R^2 . Existuje velké množství faktorů ovlivňujících mzdu, přičemž mnoho těchto faktorů (jako např. kvalita pracovníka, osobní náklonost zaměstnavatele k zaměstnanci apod.) je jen těžko měřitelných. Jelikož se však jedná i o charakteristiku výchozích modelů, jejichž koeficienty determinace se pohybují mezi 10 a 40 procenty (zejména Waldfogel, 1995; Korenmana a Neumark, 1992), lze jejich výsledky komparovat s našimi. To nemění nic na faktu, že v našich modelech chybí vysvětlující proměnné, přičemž můžeme předpokládat, že jejich zahrnutí by zvýšilo kvalitu modelů.

3.1 Zahrnutí lidského kapitálu

Lze předpokládat, že matkám se během života daří akumulovat nižší množství lidského kapitálu než ženám bezdětným. Je to způsobeno především tím, že kvůli péči

5 Činíme tak z důvodu, že je model odhadován na datech, která obsahují i starší ženy. Můžeme totiž předpokládat, že tyto ženy již se svými dětmi ve společné domácnosti většinou nežijí, ale jejich mzdy mohou být ovlivněny faktem, že jsou matkami. Obecně jsou v předchozích pracích využívány jak proměnné mapující pouze děti žijící ve společné domácnosti, tak proměnné mapující celkový počet dětí. Bohužel ne vždy je výběr mezi těmito proměnnými proveden na základě toho, která proměnná je pro výzkum vhodnější. Zde dostupný data set obsahoval jak počet dětí žijících ve společné domácnosti s matkou, tak celkový počet dětí.

o děti tráví matky delší dobu mimo pracovní trh než bezdětné ženy, a proto za svůj život dosáhnou nižší úrovně pracovních zkušeností.⁶ Tuto teorii podporují i výsledky většiny prací, které se problematikou mzdové srážky za mateřství zabývají (viz např. Budig a England, 2001; Napari, 2007 a další). Po zahrnutí charakteristik týkajících se vzdělání a zkušeností do modelu, konstatuje většina autorů vysvětlení části pozorované srážky, tedy její snížení.

Za dobu strávenou mimo trh práce může dojít také k depreciaci lidského kapitálu, který byl naakumulován ještě před odchodem z trhu práce. Avšak například práce Albrechta et al. (1999) je k vysvětlení, které se opírá právě o depreciaci lidského kapitálu, skeptická. Pokud totiž platí, že za dobu strávenou mimo trh práce dochází k depreciaci lidského kapitálu, pak by podle autorů měl mít odchod negativní vliv na mzdu a to bez ohledu na to o jaký typ odchodu se jedná. Výsledky jejich práce však naznačují, že záleží na tom, z jakého důvodu osoba trh práce opustí a navíc jsou některými typy odchodu ovlivněny mzdy žen jinak než mzdy mužů.

Pokud však k depreciaci lidského kapitálu v průběhu doby strávené mimo trh práce péčí o dítě skutečně dochází, pak můžeme očekávat, že silněji se tato depreciace projeví u vzdělanějších matek. Pak bychom mohli nejspíše pozorovat, že vliv dětí na mzdy matek se liší v závislosti na nejvyšším dosaženém vzdělání matek.

Doba, kterou matky stráví mimo pracovní trh, je ovlivněna i nastavením mateřské dovolené a tím, zda matka ztratí místo poté, co se rozhodne odejít z trhu práce a vychovávat dítě. Právě odlišné nastavení mateřské dovolené v jednotlivých státech může být jedním z důvodů, který stojí za rozdílnými výsledky naměřenými v jednotlivých zkoumaných zemích. Doba strávená mimo trh práce je samozřejmě ovlivněna i rozhodnutím o počtu dětí, které bude žena mít. Přičemž lze předpokládat, že pokud argument stavící na teorii lidského kapitálu platí, pak čím delší dobu žena stráví mimo trh práce, tím větší srážce bude čelit. Například Felmler (1995) uvádí, že ženy, které přerušily pracovní poměr na dobu kratší než jeden měsíc, byly méně náchylné ke snížení mzdy v porovnání s ženami, které strávily mimo pracovní trh delší dobu.

Napari (2007), jak už bylo uvedeno výše, dochází k závěru, že matky čelí největší srážce po návratu na trh práce a že tato srážka se s přibývajícimi roky strávenými na trhu práce snižuje. Tento výsledek podporuje vysvětlení založené na teorii lidského kapitálu, protože s přibývajícimi roky strávenými matkami na trhu práce, se snižuje rozdíl mezi naakumulovanými zkušenostmi u matek a bezdětných žen.

Kromě doby strávené mimo trh práce pak může mzdu ovlivnit i četnost odchodů z trhu práce, přičemž se lze domnívat, že ženy, které pracují s menším počtem přerušování, budou dosahovat vyšší mzdu. Na této úvaze zakládaly při svém výzkumu i Budig a England (2001), které do svého modelu zahrnuly počet odchodů z trhu práce a proměnnou seniority, kterou definovaly jako zkušenosti získané v organizaci, pro kterou osoba momentálně pracuje.

6 Přibývajících léta zkušeností jsou obecně spojována s vyšší mzdou (Mincer, 1974).

Pro testování teorie lidského kapitálu tedy byly do modelu zahrnuty charakteristiky týkající se vzdělání a historie respondenta na trhu práce. Konkrétně byl odhadnut model 2 ve tvaru

$$\ln(wagenehr)_i = \beta_0 + \beta_1 chldot_i + \beta_2 chldmt_i + \beta_3 tenuexp_i + \beta_4 sq(tenuexp)_i + \beta_5 nrbreaks_i + \beta_6 edumiddle_i + \beta_7 eduhigh_i + \beta_8 year_i + u_i \quad (2)$$

Zkušenosti byly odhadovány v kvadratickém tvaru ze stejného důvodu jako věk v základním modelu. Pro vzdělání byly použity dummy proměnné definované na základě ISCED klasifikace. Jako referenční skupina byla použita dummy proměnná *edulow*.

Po zahrnutí charakteristik lidského kapitálu do modelu se podařilo vysvětlit srážku způsobenou jedním dítětem. Konkrétně vyšel odhad srážky pro jedno dítě ve výši 2,8 %, ale jeví se jako nevýznamný. Pokud tedy držíme charakteristiky lidského kapitálu fixní, žena mající jedno dítě v průměru nepodléhá žádné srážce ze mzdy v souvislosti s mateřstvím.⁷ Zahrnutí těchto charakteristik do modelu pak dále snížilo srážku za dvě a více dětí z 13,38 % na 8,79 %. Došlo tedy k jejímu 34% snížení.

3.2 Testování self-selection

Dalším vysvětlením mzdové srážky za mateřství může být fakt, že se matky dobrovolně vzdávají dobře placených míst výměnou za místa, která jsou pro ně vstřícnější a dovolují jim lépe skloubit práci s péčí o děti (Skyt Nielsen, Simonsen a Verner, 2004). Tato místa mohou být pro matky vstřícná v tom smyslu, že vyžadují nižší pracovní nasazení, mají flexibilní pracovní dobu, umožňují pracovat na částečný úvazek, nacházejí se v blízkosti domova, nevyžadují služební cesty a podobně. Pokud jsou matky skutečně ochotné vyměnit vyšší mzdu za možnost pracovat na místě s podobnými charakteristikami, pak budou matky odměňovány nižší mzdou než bezdětné ženy.

S tím úzce souvisí i možnost, že mobilita matek může být omezena právě v důsledku toho, že se matky podřizují potřebám svých dětí. Důsledkem jejich omezené mobility pak může být nižší počet míst, která by odpovídala stupni jejich kvalifikace. To pak může vést k tomu, že matky přijímají místa, pro která jsou překvalifikované, a proto obdrží mzdu nižší, než která odpovídá jejich kvalifikaci. Naopak bezdětné ženy, jejichž mobilita takto omezena není, mají k dispozici větší výběr míst, a proto se zvyšuje i pravděpodobnost, že si vyberou místo, které odpovídá jejich kvalifikaci.

Relativně málo prací, které se zabývají problematikou mzdovou srážkou za mateřství, se tímto vysvětlením zabývá do hloubky. Budig a England (2001) do svého modelu zkusily zahrnout různé charakteristiky práce, které by v tomto smyslu mohly srážku ovlivňovat, avšak zjistily, že většina těchto pracovních charakteristik nemá na srážku žádný vliv. Největší část srážky se podařilo v rámci těchto charakteristik vysvětlit na základě toho, zda žena pracuje na částečný úvazek, či nikoli.

7 To může být způsobeno např. podle Napariho (2007) tím, že matky podléhají srážce ze mzdy především bezprostředně po návratu do pracovního poměru a s přibývajícím časem pak naměřená srážka mizí.

Napari (2007) do svého modelu zahrnul firemní charakteristiky jako velikost firmy, podíl zaměstnaných žen, zda je firma zahraniční a podobně. Po zahrnutí těchto faktorů do modelu, došlo k poklesu srážky přibližně o 8 %. Autor se zabýval pouze srážkou v soukromém sektoru.

Po vzoru Napariho (2007) byla tedy zahrnuta velikost firmy (*firmsize*) a zda je firma v zahraničním vlastnictví (*foreignowned*). Po vzoru práce Budig a Englad (2001) byly zahrnuty proměnné indikující, zda žena pracuje na vedoucí pozici (*supvdich*), zda pracuje na plný či částečný úvazek (*part_time*) a zda pracuje v soukromém či veřejném sektoru (*publicsec*). Konkrétně byl odhadnut model ve tvaru

$$\begin{aligned} \ln(wagenehr)_i = & \beta_0 + \beta_1 chldot_i + \beta_2 chldmt_i + \beta_3 tenuexp_i + \beta_4 sq(tenuexp)_i + \\ & + \beta_5 nrbreaks_i + \beta_6 edumiddle_i + \beta_7 eduhigh_i + \beta_8 supvdich_i + \beta_9 firmsize_i + \\ & + \beta_{10} foreignowned_i + \beta_{11} publicsec_i + \beta_{12} caofirm_i + \beta_{13} part_time_i + \beta_{14} year_i + u_i. \end{aligned} \quad (3)$$

Po odhadnutí se srážka za jedno dítě i nadále jeví jako nevýznamná a srážka za dvě a více dětí se snížila o 29 % v porovnání s předchozím modelem (2). Konkrétní výše této srážky je po zahrnutí těchto charakteristik 6,24 %. Lze tedy konstatovat, že existuje určitý stupeň self-selection matek v závislosti na firemních charakteristikách a charakteristikách místa.

Za povšimnutí stojí nevýznamnost parametru u proměnné *part_time*. Předchozí výzkumy totiž často uvádí, že jako nejvýznamnější z pracovních a firemních charakteristik se jeví právě odhad této kontrolní proměnné. V některých pracích je to částečně způsobeno tím, že jako vysvětlovaná proměnná je použita týdenní, nikoli hodinová mzda. Výsledek může být ovlivněn také tím, že v České republice pracuje na částečný úvazek v porovnání s ostatními státy jen velmi malé procento osob (Eurostat, 2013).

3.3 Zahrnutí pracovního úsilí

Skloubit práci a péči o dítě může být pro ženy náročné, což může vyústit v to, že matky budou v práci vyvíjet nižší úsilí než bezdětné ženy. Becker (1993) uvádí, že matky mohou být v práci méně produktivní, protože jsou vyčerpaný domácními povinnostmi, nebo protože si šetří energii na domácí povinnosti.

Dalším důvodem proč mohou matky v práci vykazovat nižší produktivitu než bezdětné ženy je, že jsou rozptylovány, jak uvádí ve své práci Budig a Englad (2001). Mohou například častěji volat dětem domů, strachovat se, zda jsou v pořádku a podobně. Proto do svého modelu zahrnuly proměnné, které měřily přímo úsilí vyvinuté v práci. Tyto proměnné byly vytvořeny na základě toho, jak osoby hodnotily svou výkonnost v práci. Jejich výsledky naznačují, že část srážky je způsobena nižší produktivitou v práci.

Existuje zde také možnost, že matky vědomy si vyšší zátěže, která je na ně kladena v souvislosti s výchovou dětí, se rozhodnou pracovat na částečný úvazek. Tento fakt pak může ovlivnit množství naakumulovaných zkušeností v rámci jejich lidského kapitálu. To, zda se matky rozhodnou pracovat na částečný úvazek, souvisí mezi jiné

například s tím, zda jde o svobodné matky, nebo o ženy, které mohou hledat finanční oporu v pracujícím partnerovi. Může být též pravdou, že ženy, které mají nižší mzdy, budou mít větší tendenci pracovat raději na částečný úvazek, protože mají nižší náklady obětované příležitosti. Tendence matek k práci na částečný úvazek je závislá i na státě, ve kterém matka žije, protože v některých zemích je práce na částečný úvazek běžnější než v jiných. Například v České republice je podle Eurostatu (2013) tato tendence poměrně nízká. Dále je možné, že ženy, které plánují být matkami, mohou snížit své pracovní úsilí ještě před tím, než se matkami skutečně stanou. Anderson, Binder a Krause (2003) přišly se zjištěním, že na mzdy matek má vliv, v jakém věku dítěte se matka na trh práce vrátí. Podle jejich výsledků mladší děti uvalují na matky vyšší srážku než děti starší.

Je možné, že úsilí, které ve své práci matky vynaloží, se ve skutečnosti nemusí lišit od množství úsilí, které vynaloží ženy bezdětné. Především svobodné matky, které pociťují naléhavěji finanční nejistotu, mohou naopak v práci vyvíjet úsilí vyšší (Waldfoegel, 1995). Zaměstnavatelé však mohou věřit, že matky vyvíjejí v práci nižší úsilí, nebo jsou méně produktivní. Tento fakt pak může (bez ohledu na to, zda je domněnka zaměstnavatelů pravdivá, či nikoli) negativně ovlivnit mzdy matek. Tento argument je vyvozen ze statistické diskriminace (Phelps, 1972), podle které se zaměstnavatel vymezuje nikoli vůči jednotlivci, ale vůči skupině, a to z důvodu náročnosti získávání informací o každém uchazeči o práci zvlášť. Pokud se tedy zaměstnavatel domnívá, že matky jsou v průměru méně produktivní, nebo vynakládají v práci nižší úsilí než bezdětné ženy, pak může preferovat spíše bezdětné ženy, nebo ženy, které jsou ve věku, kdy se neočekává, že by se staly matkami. Tento přístup zaměstnavatelů pak může také snižovat vyjednávací sílu matek při vyjednávání o výši mzdy.

Waldfoegel (1995) uvádí, že pokud matky vyvíjejí v práci nižší úsilí, nebo zaměstnavatelé věří, že tomu tak je, pak by se vliv dětí na mzdu měl lišit v závislosti na rodinném stavu a v závislosti na tom, zda je žena matka či nikoli. Výsledky její práce naznačují, že svobodné matky nemají nižší mzdy z důvodu, že by vyvíjely nižší úsilí v práci, ale upozorňuje na to, že je třeba zabývat se touto problematikou detailněji a testovat ji ještě jinými způsoby.

Některé práce, které se snaží otestovat tuto teorii, se spoléhají na zahrnutí proměnných, které se týkají pracovního úsilí, přímo do modelu. Hodnoty těchto proměnných jsou však založeny na subjektivním názoru respondentů, kteří toto úsilí reportují, což problematizuje vyvození pevných závěrů.

V této práci se snažíme testovat, zda matky, které žijí v domácnosti s dítětem, podléhají vyšší srážce, než matky, které s dítětem ve společné domácnosti nežijí. Pokud tomu tak je, můžeme předpokládat, že výchova dítěte stojí matky dodatečné úsilí, které může ovlivňovat jejich výkon v práci. Výhodou této metody je, že dokáže rozlišit mezi úsilím, které respondenti v práci vyvíjí, a statistickou diskriminací matek, protože mezi sebou porovnává pouze matky, nikoli bezdětné ženy a matky.

Vlastní testování je provedeno na základě porovnání předchozího modelu (3) a modelu (4), který se od modelu (3) liší tím, že jsou místo proměnných *chldot* a *chldmt* použity proměnné *chldoh* a *chldmh*. Jsou tedy užity proměnné, které se týkají pouze dětí, které žijí s matkou ve společné domácnosti.

Srážka za jedno dítě vyšla i v tomto modelu (4) jako nevýznamná. Srážka za dvě a více dětí však oproti předchozímu modelu (3) vzrostla přibližně o jeden procentní bod na 7,61 %. Tento výsledek naznačuje, že teorie pracovního úsilí je relevantní.⁸

Tabulka 2
Výsledky modelů 1–4

Vysvětlovaná proměnná $\ln(\text{wagenehr})$				
Vysvětlující proměnná	Model 1 <i>OLS robust err.</i>	Model 2 <i>OLS robust err.</i>	Model 3 <i>OLS robust err.</i>	Model 4 <i>OLS robust err.</i>
const	3,6969 *** (0,1216)	4,2471 *** (0,1006)	4,1920 *** (0,1054)	4,1761 *** (0,1058)
chldoh	x	x	x	- 0,0255 (0,0185)
chldmh	x	x	x	- 0,0761 *** (0,0190)
chldot	- 0,0710 *** (0,0238)	- 0,0280 (0,0223)	- 0,0132 (0,0211)	
chldmt	- 0,1338 *** (0,0224)	- 0,0879 *** (0,0204)	- 0,0624 *** (0,0197)	x
age	0,0481 *** (0,0064)	x	x	x
sq(age)	- 0,0006 *** (0,0001)	x	x	x
year	- 0,1460 *** (0,0313)	- 0,1232 *** (0,0295)	- 0,1213 *** (0,0283)	- 0,1215 *** (0,0283)
tenuexpe	x	0,0248 *** (0,0026)	0,0239 *** (0,0024)	0,0257 *** (0,0025)
sq(tenuexpe)	x	- 0,0006 *** (0,0001)	- 0,0005 *** (0,0001)	- 0,0006 *** (0,0001)
nrbreaks	x	- 0,0458 *** (0,0065)	- 0,0454 *** (0,0066)	- 0,0452 *** (0,0066)
edumiddle	x	0,1294 (0,0989)	0,1072 (0,1034)	0,1173 (0,1038)
eduhigh	x	0,4025 *** (0,1000)	0,3694 *** (0,1041)	0,3805 *** (0,1044)
publicsec	x	x	- 0,0066 (0,0156)	- 0,0065 (0,0156)
part_time	x	x	- 0,0238 (0,0333)	- 0,0214 (0,0332)
supvdich	x	x	0,1610 *** (0,0151)	0,1609 *** (0,0151)
firmsize	x	x	- 0,0081 *** (0,0019)	- 0,0081 *** (0,0019)
foreignowned	x	x	0,2282 *** (0,0149)	0,2274 *** (0,0149)
caofirm	x	x	- 0,0284 ** (0,0142)	- 0,0278 ** (0,0141)
R ² adjusted	0,0289	0,1309	0,2317	0,2326

n = 3319

R² adjusted je adjustovaný vícenásobný koeficient determinace

standardní chyby uvedeny v závorkách, *** významnost odhadu na 1% hladině významnosti

** významnost odhadu na 5% hladině významnosti

8 Za předpokladu, že zaměstnavatel nediskriminuje matky v závislosti na stáří jejich dětí. Bylo by vhodné empiricky zjistit, nakolik je tento předpoklad shodný s realitou.

3.4 Rozdíly napříč vzděláním matek

Jak bylo uvedeno výše, existuje možnost, že se mzdová srážka za mateřství bude lišit v závislosti na vzdělání matek. K tomu může docházet minimálně ze dvou důvodů. Buď to může být způsobeno depreciací lidského kapitálu v průběhu času stráveného mimo trh práce, která se projeví silněji u vzdělanějších matek, nebo tím, že matky vyvíjí v práci úsilí nižší než bezdětné ženy, přičemž vzdělanější matky jsou za toto chování penalizovány více než matky s nižším vzděláním, protože místa náročná na vzdělání a schopnosti jsou považována za více náročná.

Tím, jak se srážka liší v závislosti na vzdělání matek, se zabývaly ve své práci například Anderson, Binder a Krause (2003). Zjistily, že srážka se skutečně liší v závislosti na vzdělání matek, ale srážce podle jejich výsledků čelí především matky se středoškolským vzděláním a to tím spíše, když odloží návrat na trh práce až do doby, kdy jejich děti dosáhnou předškolního věku. Naopak matky s vysokoškolským vzděláním podle výsledků jejich práce překvapivě žádné srážce nepodléhají. Například Budig a England (2001) však uvádí, že výsledky jejich práce nenaznačují, že by se srážka lišila v závislosti na vzdělání matek.

Rozdíly ve výši srážky v závislosti na vzdělání matek byly zjišťovány modelem (5), který je specifikován jako model (2) doplněný o interakce mezi dummy proměnnými, které charakterizují úroveň vzdělání respondentů (*edumiddle* a *eduhigh*), a dummy proměnnými *chldot* a *chldmt*.

Výsledky odhadu modelu (5) ukazují, že srážkou za jedno dítě trpí pouze matky s terciárním vzděláním, a to ve výši 0,85 %. Srážka za dvě a více dětí je pak významná pouze pro matky se sekundárním a terciárním vzděláním. Matky se sekundárním vzděláním podléhají této srážce ve výši 9,41 % a matky s terciárním vzděláním ve výši 7,64 %. Odhad koeficientů pro ostatní skupiny je nevýznamný. Konkrétní výsledky jsou uvedeny v tabulce 3, hodnoty propočtených parametrů pak v tabulce 4. Významnost parametrů v tabulce 4 byla zjištěna za pomoci lineárních restrikcí a následných F-testů. Z tabulky 3 lze pozorovat, že velká část interakcí je nevýznamná. To však není důvod k vyřazení těchto interakcí z modelu, protože jsou potřebné k výpočtu hodnot, které jsou uvedeny v tabulce 4. Předmětem výzkumu je teprve významnost, potažmo nevýznamnost parametrů v tabulce 4.

Zatímco výše srážek za jedno dítě se zdá být v souladu s teorií, výsledky srážek za dvě a více dětí jsou spíše v rozporu s teorií, která staví na depreciaci lidského kapitálu. Podle výše naměřených srážek se zdá, že vyšší srážkou za dvě a více dětí trpí matky se sekundárním vzděláním, nikoli matky s terciárním vzděláním, jak tvrdí teorie. To, že nejvyšší srážce podléhají matky se sekundárním vzděláním, je v souladu s prací Anderson, Binder a Krause (2003). Autorky tvrdí, že tento výsledek zpochybňuje teorii pracovního úsilí, avšak lze se domnívat, že tento výsledek zpochybňuje především vysvětlení stojící na depreciaci lidského kapitálu. Nemůžeme si být zcela jisti, zda matky s terciárním vzděláním skutečně stojí jejich práce vyšší pracovní úsilí než ostatní ženy. Mohou zde existovat určité nepozorované charakteristiky mezi ženami s rozdílným vzděláním, které ovlivňují to, kolik úsilí je v práci stojí vykonat

stanovené úkoly. Dále je možné, že ženy s terciárním vzděláním pracují na pozicích, které jsou více flexibilní a umožňují jim lépe si rozvrhnout čas mezi prací a péčí o dítě. Jedná se však pouze o další hypotézy, které je nutné dále testovat.

3.5 Rozdíly ve veřejném a soukromém sektoru

Výsledky výzkumů v severských státech (viz např. Skyt Nielsen, Simonsen a Verner, 2004) naznačují, že v soukromém sektoru čelí ženy vyšší srážce, než ve veřejném sektoru. V práci proto dále testujeme, zda tento jev můžeme pozorovat i v České republice.

K otestování byl vytvořen model (6), který je shodný s modelem (2), přičemž je navíc zahrnuta dummy proměnná *publicsec* a interakce mezi dummy proměnnými *chldot* a *chldmt* a dummy proměnnou *publicsec*.

Z odhadu modelu (6) se srážka za jedno dítě se jak v soukromém tak ve veřejném sektoru jeví jako nevýznamná. Hodnota srážky za dvě a více dětí byla v soukromém sektoru zjištěna ve výši 11,8 %. U veřejného sektoru byla zjištěna dokonce prémie za mateřství při dvou a více dětech, a to ve výši 0,5 %. Hodnoty propočtených parametrů jsou uvedeny v tabulce 4. Propočty jsme získali stejným postupem, který je uveden v předchozí kapitole.

Jednou z příčin, která by mohla způsobit, že je hodnota srážky v soukromém sektoru vyšší než v sektoru veřejném, kde můžeme naopak pozorovat až mzdovou prémii, může být skutečnost, že ve veřejném sektoru tak často nezanikají místa, na kterých ženy pracovaly před odchodem na mateřskou dovolenou. Ženy se po vyčerpání mateřské dovolené mohou vrátit na pracovní místo, které opustily. Naopak v soukromém sektoru je vývoj pracovních míst dynamičtější, a proto je zde větší šance, že se matka po návratu do práce nevrátí přesně na stejnou pozici, kterou kvůli porodu opustila, v krajním případě daná firma nemusí již existovat. Tento efekt by pak ještě mohl být posílen s rostoucím počtem odchodů z trhu práce v souvislosti s větším počtem dětí.

Tabulka 3
Výsledky modelů 5 a 6

Vysvětlovaná proměnná $\ln(\text{wagenehr})$		
Vysvětlující proměnná	Model 5 OLS robust err.	Model 6 OLS robust err.
const	4,2674 *** (0,1008)	4,1970 *** (0,3046)
chldot	0,0411 (0,3191)	- 0,0195 (0,0258)
chldmt	- 0,0143 (0,3103)	- 0,1180 *** (0,0237)
tenuexpe	0,0245 *** (0,0026)	0,0248 *** (0,0025)
sq(tenuexpe)	- 0,0006 *** (0,0001)	- 0,0006 *** (0,0001)
nrbreaks	- 0,0456 *** (0,0064)	- 0,0466 *** (0,0064)
edumiddle	0,1861 (0,3036)	0,1350 (0,0989)
eduhigh	0,4474 (0,3040)	0,4156 *** (0,1000)
year	- 0,1234 *** (0,0295)	- 0,1224 *** (0,0290)
publicsec	x	- 0,1422 *** (0,0224)
chldot * publicsec	x	- 0,0411 (0,0396)
chldmt * publicsec	x	0,1231 *** (0,0316)
chldot * edumiddle	- 0,0840 (0,3200)	x
chldot * eduhigh	- 0,0326 (0,3216)	x
chldmt * edumiddle	- 0,0798 (0,3108)	x
chldmt * eduhigh	- 0,0621 (0,3120)	x
R ² adjusted	0,1302	0,1445
n = 3319		

R² adjusted je adjustovaný vícenásobný koeficient determinace
standardní chyby uvedeny v závorkách

*** významnost odhadu na 1% hladině významnosti⁴.

	Srážka za jedno dítě	Srážka za dvě a více dětí
Soukromý sektor	- 0,0195 (0,4482)	- 0,1180 *** (0,0000)
Veřejný sektor	- 0,0606 (0,1606)	0,0051 *** (0,0000)
Respondent s primárním vzděláním	0,0411 (0,8976)	- 0,0143 (0,9633)
Respondent se sekundárním vzděláním	- 0,0429 (0,1813)	- 0,0941 *** (0,0000)
Respondent s terciárním vzděláním	- 0,0085 ** (0,0004)	- 0,0764 *** (0,0000)

n = 3319

hodnoty p-value v závorkách

*** významnost odhadu na 1% hladině významnosti

** významnost odhadu na 5% hladině významnosti

* významnost odhadu na 10% hladině významnosti

4. Diskuze

Jedním z důvodů, proč matky čelí nižšímu mzdovému ohodnocení než bezdětné ženy, může být i ten, že mezi ženami, které se rozhodnou založit rodinu, a mezi ženami bezdětnými existují nějaké rozdíly, například ve schopnostech, přístupu k životu a podobně, které ovlivňují jak jejich rozhodnutí o tom, zda založit rodinu, tak i výši jejich mzdy. Jedná se tedy o exogenní faktory, které ovlivňují jak rozhodnutí ženy zda mít dítě, tak výši její mzdy. Z tohoto důvodu jsou do modelu zahrnovány kontrolní proměnné. Problémem ale je, že některé faktory jsou špatně kvantifikovatelné, nebo nejsou z jiného důvodu k dispozici. Pokud takové faktory existují a my můžeme předpokládat, že se v čase nebudou měnit, pak se vyplatí využít k odhadu srážky metodu fixních efektů. Problémem však zůstává, že nejspíše existují i nepozorované charakteristiky, které nemají v čase fixní charakter, což by znamenalo, že ani použitím metody fixních efektů se tyto charakteristiky ošetřit nepodaří.

Je zde například možnost, že ženy s horšími schopnostmi budou mít větší tendenci stát se matkami, protože mají nižší náklady obětované příležitosti než ženy s kvalitnějšími schopnostmi. Dalším příkladem může být, že ženy, které se orientují více na svou kariéru, budou mít nižší tendenci pořídit si dítě. Oba uvedené případy mají vliv jak na výši mzdy žen, tak na skutečnost, zda se ženy rozhodnou mít dítě, či nikoli. Oba se taktéž nesnadno zaznamenávají a kvantifikují. Otázkou pak zůstává, zda jsou tyto charakteristiky žen v čase fixní, nebo se mohou měnit.

Korenman a Neumark (1992) odhadovali srážku jak na základě klasické metody nejmenších čtverců, tak za použití fixních efektů. Jejich výsledky naznačují, že skutečně existují nepozorované charakteristiky, které vychylují odhady u klasické metody nejmenších čtverců, která je aplikována na průřezová data. Použitím fixních

efektů se jim podařilo vysvětlit část srážky. Je však nutné podotknout, že pracovali s panelovými daty pouze za dva roky. Naopak Budig a England (2001) uvádějí, že odhady zjištěné za použití fixních efektů se výrazně neliší od odhadů založených na průřezových datech. Autorky měly k dispozici panelová data za delší časový úsek než Korenman a Neumark. I Waldfogel (1995) ve své práci uvádí, že odhady založené na metodě fixčních efektů se významně neliší od odhadů získaných metodou nejmenších čtverců. Kromě metody fixních efektů však nabízejí panelová data prostor i pro detailnější zkoumání mzdové srážky za mateřství než průřezová data. Je také možné, že klíčová vysvětlující proměnná v modelu má endogenní charakter. Nemůžeme si tedy být jisti, zda děti způsobují matkám nižší mzdu, nebo zda naopak matky s nižší mzdou mají větší tendenci mít děti, protože mají nižší náklady obětované příležitosti než ženy s vyšší mzdou. Obecně se však práce zkoumající mzdovou srážku za mateřství endogenitou zabývají pouze výjimečně (např. Waldfogel, 1995 nebo Korenman a Neumark, 1992).

K otestování, zda zde skutečně existuje problém endogenity, byl v této práci využit model (3) s tím rozdílem, že není pro zjednodušení rozlišen počet dětí, ale je zahrnuta pouze dummy proměnná *chld*. Jako instrumentální proměnná byla po vzoru Waldfogel (1995) použita proměnná *evermarr*, která indikuje, zda je žena vdaná nebo byla vdaná někdy v minulosti. Tato proměnná byla pomocí korelačních koeficientů vyhodnocena jako vhodný instrument. Po provedení dvoustupňové metody nejmenších čtverců nelze zamítnout hypotézu, která mluví o tom, že děti mají v modelu exogenní charakter (Hausmanův test, P-value = 0,55). Tento závěr je konzistentní se závěry Waldfogel (1995) a Korenmana a Neumarka (1992), kteří endogenitu dětí v modelu také nepotvrdili.

Korenman a Neumark mimo jiné poukazují na možnou endogenitu kontrolních proměnných, jako jsou například zkušenosti. V této souvislosti lze v budoucnu detailněji rozlišit, zda má mateřství v České republice na mzdy žen vliv přímý, nebo nepřímý, a to například prostřednictvím nižších zkušeností. Existuje zde totiž možnost, že matky reagují na nižší mzdové ohodnocení, které je způsobeno mateřstvím, snížením své účasti na trhu práce, což vede posléze ke snížení jejich zkušeností.

Problematika mzdové srážky za mateřství úzce souvisí s problematikou gender wage gap. Výsledky této práce naznačují, že při měření gender wage gap je vhodné rozlišovat matky a bezdětné ženy, protože mzdy těchto dvou skupin žen se liší. Právě mateřství může být totiž jednou z hlavních příčin odlišných mezd žen a mužů.

Nakonec lze konstatovat, že veškeré kontrolní proměnné všech odhadovaných modelů mají očekávané směry působení. Vyšší vzdělání pozitivně přispívá ke mzdě respondentů. Naopak rostoucí počet přerušení pracovního poměru je spojen se snižováním mezd respondentů. Zkušenosti přispívají ke mzdě nejdříve pozitivně a poté negativně, obdobně jako tomu bylo u odhadu proměnné *age*. Odhad u proměnné *year* vyšel ve všech modelech negativní.

5. Závěr

Výsledky pro Českou republiku jsou srovnatelné s výsledky zahraničních prací pro jiné země. V základním modelu byla odhadnuta srážka ve výši 7,1 %. Tato hodnota byla dále upravována zahrnutím kontrolních proměnných. Následující modely ukázaly nejvyšší srážku v případě dvou a více dětí při zaměstnání v soukromém sektoru, kde byla naměřena ve výši 11,8 %. Naopak matky se dvěma a více dětmi zaměstnané ve veřejném sektoru získávají mzdovou prémii ve výši 0,5 %. V tomto smyslu by bylo zajímavé otestovat hypotézu o rozdílné dynamice pracovních míst v soukromém a veřejném sektoru, či se pokusit zjistit, co jiného tuto prémii mohlo způsobit.

Vzhledem ke vzdělání trpí nejmenší srážkou matky se základním vzděláním, které s jedním dítětem dokonce obdrží mzdovou prémii ve výši 0,5 % a se dvěma a více dětmi srážku mírně nad 1 %. Nejvyšší srážka byla naměřena u matek se středním vzděláním, kde je 4 % pro jedno a 9 % pro dvě a více dětí. U vysokoškolsky vzdělaných matek jsou srážky 1 % a 8 %. Výsledky tak nepodpořily teorii stavící na depreciaci lidského kapitálu v souvislosti s variací výše srážky napříč vzděláním matek. Zatímco u srážky za jedno dítě mluví výsledky ve prospěch této teorie, výsledky srážek za dvě a více dětí jsou s ní v rozporu. V rozporu s touto teorií je také nejvyšší srážka za dvě a více dětí u matek se sekundárním vzděláním. Další výzkum by se mohl snažit dát odpověď na otázku, proč nejvyšší srážce podléhá právě tato skupina matek.

V rámci dalšího výzkumu této problematiky by bylo vhodné především získat panelová data, na která by bylo možné aplikovat metodu fixních efektů, a tím odfiltrout fixní nepozorovanou heterogenitu, která mezi matkami a bezdětnými ženami pravděpodobně existuje. Předchozí výzkumy naznačují, že použití této metody by mohlo vést i k úplnému vysvětlení srážky. Panelová data by dále umožnila analyzovat podrobněji časově dynamický charakter mateřství.

Pro budoucí výzkum by bylo také zajímavé zjistit po vzoru práce Skyt Nielsen, Simonsen a Verner (2004), jak se mzdová srážka za mateřství mění v závislosti na vzdělání, a to zvláště v soukromém a zvláště ve veřejném sektoru. Dále pak zjistit, zda matky na skutečnost, že ve veřejném sektoru trpí nižší srážkou než v soukromém sektoru, nějak reagují, a pokud ano, do jaké míry tato jejich reakce vykompenzuje srážku, které podléhají.

Literatura

- ALBRECHT, J. W. et al. 1999. Career Interruptions and Subsequent Earnings: A Reexamination Using Swedish Data. *The Journal of Human Resources*. 1999, Vol. 34, No. 2, pp. 294–311.
- ANDERSON, D. J.; BINDER, M.; KRAUSE, K. 2003. The Motherhood Wage Penalty Revisited: Experience, Heterogeneity, Work Effort, and Work-Schedule Flexibility. *Industrial and Labor Relations Review*. 2003, Vol. 56, No. 2, pp. 273–294.
- BECKER, G. S. 1993. *A Treatise on the Family*. Cambridge, MA: Harvard University Press, 1993. 424 s. ISBN 0-674-90699-3.
- BROŽOVÁ, D. 2006. Diskriminace žen v ekonomické teorii: Vybrané problémy. *Politická ekonomie*. 2006, Vol. 54, No. 5, pp. 646–660.

- BUDIG, M. J.; ENGLAND, P. 2001. The Wage Penalty for Motherhood. *American Sociological Review*. 2001, Vol. 66, No. 2, pp. 204–225.
- DATTA GUPTA, N.; SMITH, N. 2002. Children and Career Interruptions: The Family Gap in Denmark. *Economica*. 2002, Vol. 69, No. 276, pp. 609–629.
- EUROSTAT. 2013. *Eurostat Database: Persons employed part-time – Total (tps00159)*. [online]. 2013 [cit. 2013-04-29]. Dostupné na http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/employment_unemployment_ifs/data/database.
- FELMLEE, D. 1995. Causes and Consequences of Women's Employment Discontinuity, 1967-1973. *Work and Occupations*. 1995, Vol. 22, No. 2, pp. 167–87.
- GANGL, M.; ZIEFEL, A. 2009. Motherhood, Labor Force Behavior, and Women's Careers: An Empirical Assessment of the Wage Penalty for Motherhood in Britain, Germany, and the United States. *Demography*. 2009, Vol. 46, No. 2, pp. 341–369.
- GOTTVALD, J. 2003. Determinanty mezd zaměstnanců v podnicích v České republice a Slovenské republice. *Politická ekonomie*. 2003, Vol. 51, No. 4, pp. 541–563.
- KORENMAN, S.; NEUMARK, D. 1992. Marriage, Motherhood, and Wages. *The Journal of Human Resources*. 1992, Vol. 27, No. 2, pp. 233–255.
- MINCER, J. 1974. *Schooling, Experience, and Earnings*. New York: Columbia University Press, 1974. 167 s. ISBN 0-870-14265-8.
- MOLINA, J. A.; MONTUENGA, V. M. 2009. The Motherhood Wage Penalty in Spain. *Journal of Family and Economic Issue*. 2009, Vol. 30, No. 3, pp. 237–251.
- MYSÍKOVÁ, M. 2012. Gender Wage Gap in the Czech Republic and Central European Countries. *Prague Economic Papers*. 2012, Vol. 21, No. 3, 328–346.
- NAPARI, S. 2007. Is There a Motherhood Wage Penalty in the Finnish Private Sector? *Labour*. 2007, Vol. 24, No. 1, pp. 55–73.
- PHELPS, E. S. 1972. The Statistical Theory of Racism and Sexism. *The American Economic Review*. 1972, Vol. 62, No. 4, pp. 659–61.
- SKYT NIELSEN, H.; SIMONSEN, M.; VERNER, M. 2004. Does the Gap in Family-Friendly Policies Drive the Family Gap? *The Scandinavian Journal of Economics*. 2004, Vol. 106, No. 4, pp. 484–505.
- TIJDENS, K., et al. 2010. Codebook and explanatory note on the WageIndicator dataset: A worldwide, continuous, multilingual web-survey on work and wages with paper supplement. [online] AIAS Working Paper 10-102, University of Amsterdam / Amsterdam Institute for Advanced Labour Studies (AIAS). [cit. 2013-04-05] Dostupné na <http://www.wageindicator.org/main/publications/2010/codebook-and-explanatory-notes-on-the-wageindicator-dataset>.
- WAGEINDICATOR. 2014. *Salary Checks - World Wide Wage Comparison - WageIndicator.org* [online]. 2014 [cit. 2014-03-11]. Dostupné z: <http://www.wageindicator.org/main/Wageindicatorfoundation/publications>
- WALDFOGEL, J. 1995. The Price of Motherhood: Family Status and Women's Pay in a Young British Cohort. *Oxford Economic Papers*. 1995, Vol. 47, No. 4, pp. 584–610.
- WALDFOGEL, J. 1998. Understanding the Family Gap in Pay for Women with Children. *Journal of Economic Perspective*. 1998, Vol. 12, No. 1, pp. 137–156.

ESTIMATING THE MOTHERHOOD WAGE PENALTY IN THE CZECH REPUBLIC

Martina Žofková, Dominik Stroukal, Faculty of Economics, University of Economics, Prague, nám. W. Churchilla 4, CZ – 130 67 Praha 3 (zofkova@gmail.com; dominik@stroukal.cz)

Abstract

Using cross-sectional data from WageIndicator web survey for Czech Republic, this paper shows that motherhood has a negative effect on women's wages. The penalty is between 1-13%, depending on personal characteristics. Results of auxiliary regressions suggest that behind the negative effect is loss of human capital caused by maternity and parental leave as well as lower work effort of mothers at work and self-selection of mothers into more mother-friendly jobs. We have found a significant motherhood wage penalty in the private sector. However, in the public sector mothers receive a 1% wage premium. In contrast with theory, results show that low educated women yield a 4% premium for motherhood. In conclusion, the motherhood wage penalty in Czech Republic exhibits properties similar to those found in other European and US studies.

Keywords

motherhood wage penalty, wage gap, wages, children, human capital, work effort

JEL classification

J13, J24, J30, D10